

Eine umfragebasierte Methode zur Quantifizierung qualitativer Inflationserwartungen des Ifo World Economic Survey¹

13

Steffen Henzel und Timo Wollmershäuser

Der Ifo World Economic Survey (WES) befragt vierteljährlich weltweit ca. 1 100 Experten aus nationalen und internationalen Organisationen in über 90 Ländern bezüglich ihrer Einschätzung wichtiger makroökonomischer Variablen in ihrem jeweiligen Land. Seit Juli 1991 wird auch nach der erwarteten Inflationsrate gefragt, wobei den Teilnehmern drei mögliche Antworten zur Auswahl stehen: »steigen«, »unverändert« oder »fallen«. Bislang wurden die Antworten als Saldo zusammengefasst und veröffentlicht. In diesem Beitrag wird eine neue Methode vorgestellt, diese qualitativen Inflationserwartungen zu quantifizieren.

Die Erwartungsbildung spielt eine zentrale Rolle in der Makroökonomie. So bestimmt beispielsweise die Erwartung über künftiges Vermögen in der Vorstellung der permanenten Einkommenshypothese den heutigen Konsum. In der neukeynesianischen Makroökonomie treffen Unternehmen heute Entscheidungen aufgrund ihrer Einschätzung der künftigen Grenzkosten, und für Zentralbanken sind Inflationserwartungen ein entscheidender Indikator der zukünftigen Preisentwicklung.

Wenn man Modelle, in denen Erwartungen über zukünftige ökonomische Variable eine Rolle spielen, empirischen Tests unterziehen will, unterstellen die meisten Ökonomen, dass die Akteure ihre Erwartungen rational bilden. Dabei wird die heutige Erwartung über die zukünftige Realisation mit der ex post beobachtbaren Realisation der Variable substituiert. Dieses Vorgehen, das auf einen Beitrag von Muth (1961) zurückgeht, hat den Nachteil, dass stets eine verbundene Hypothese über das zugrunde liegende Modell und die Form der Erwartungsbildung simultan getestet wird. Eine alternative Vorgehensweise bedient sich »modellexogener« Erwartungen, die in der Regel aus Umfragen abgeleitet werden können. Die Form der Erwartungsbildung kann somit losgelöst vom betrachteten Modell untersucht werden, da die Annahme der Rationalität der Akteure nicht a priori unterstellt wird.

Der vorliegende Beitrag konzentriert sich auf die Gewinnung von quantitativen Inflationserwartungen, die aus den qualitativen Umfragedaten des Ifo World Economic Survey (WES) errechnet werden. Die Teilnehmer des WES haben die Möglichkeit, auf dem Fragebogen ein Fallen,

ein Gleichbleiben oder ein Steigen der Inflationsrate innerhalb der nächsten sechs Monate anzuzeigen. Die Ergebnisse der Umfrage wurden bislang als Saldo veröffentlicht, der anzeigt, in welche Richtung sich die Inflation nach der Erwartung der Mehrheit der Umfrageteilnehmer im jeweiligen Land entwickelt. Obwohl diese Vorgehensweise der Veröffentlichung von Umfrageergebnissen recht verbreitet ist, sind die gewonnenen Daten zur ökonometrischen Analyse oftmals ungeeignet. Insbesondere geht bei einer einfachen Saldenbildung die Information über die Unsicherheit der Umfrageteilnehmer verloren.

Bisher angewandte Verfahren zur Quantifizierung qualitativer Umfragedaten, wie sie beispielsweise von Carlson und Parkin (1975), Pesaran (1984) oder Seitz (1988) entwickelt wurden, stützen sich bei der Umrechnung auf vergangene Realisationen der betrachteten Variable und nehmen unverzerrte Erwartungsbildung an. Da die Unverzerrtheit der Erwartungen eine der Hauptannahmen rationaler Erwartungen ist, stoßen diese Methoden immer dann an ihre Grenzen, wenn es gerade darum geht, die Form der Erwartungsbildung näher zu untersuchen.

Der vorliegende Beitrag stützt sich auf die von Carlson und Parkin (1974) verwendete Probability Methode. Anstatt bei der Quantifizierung auf vergangene Realisationen der Inflationsrate zurückzugreifen, wird die Umrechnung qualitativer Inflationserwartungen in quantitative Daten

¹ Der vorliegende Beitrag ist die Kurzfassung eines Beitrags mit dem Titel »An Alternative to the Carlson-Parkin Method for the Quantification of Qualitative Inflation Expectations: Evidence from the Ifo World Economic Survey«, der in Kürze als Ifo Working Paper erscheinen wird.

umfragebasiert vorgenommen. Durch eine Sonderfrage im WES konnten wir den oberen und unteren Schwellenwert ermitteln, von dem ab ein Umfrageteilnehmer bei gegebener aktueller Inflationsrate ein Steigen oder Fallen der Inflationsrate erwartet. Die mit Hilfe von der umfragebasierten Quantifizierungsmethode gewonnenen Inflationserwartungen werden am Ende des Beitrags im Hinblick auf die Frage untersucht, ob sich die von den traditionellen Methoden unterstellte Rationalität der Erwartungsbildung durch die Daten verifizieren lässt.

Der Ifo World Economic Survey

Der WES befragt weltweit ca. 1 100 Experten aus nationalen und internationalen Organisationen in über 90 Ländern bezüglich ihrer Einschätzung wichtiger makroökonomischer Variablen in ihrem jeweiligen Land. Die Umfrage wird vom ifo Institut für Wirtschaftsforschung in Kooperation mit der International Chamber of Commerce (ICC) in Paris viermal im Jahr (Januar, April, Juli und Oktober) durchgeführt.

Eine Frage zur erwarteten Inflationsrate ist zum ersten Mal im Juli 1991 aufgenommen worden. Die Teilnehmer werden gebeten, ihre Erwartung über die Inflationsrate ihres Heimatlandes in den kommenden sechs Monaten abzugeben. Der Fragebogen bietet dem Umfrageteilnehmer drei mögliche Antworten zur Auswahl: »steigen«, »unverändert« oder »fallen«. Bislang wurden die Antworten als Saldo zusammengefasst und veröffentlicht. Je nachdem, ob der Umfrageteilnehmer »steigen«, »unverändert« oder »fallen« ankreuzte, wurde jeder individuellen Antwort der Wert 9, 5 oder 1 zugeordnet. Der Saldo errechnet sich dann als Mittelwert der individuellen Antworten. Er kann somit Werte zwischen 1 und 9 annehmen, wobei der Bereich zwischen 4 und 6 als Erwartung einer unveränderten Inflationsrate interpretiert wird (vgl. Stangl 2004, für einen detaillierteren Überblick über den WES). Die Ergebnisse der Umfrage sind also zunächst rein qualitativ, da sie keine präzise Aussage über den erwarteten quantitativen Wert der zugrunde liegenden Variable liefern.

Die Probability Methode

Den Kern aller Quantifizierungsmethoden bildet die Probability Methode, die zuerst von Theil (1952) und später von Carlson und Parkin (1975) und Knöbl (1974) entwickelt wurde. Während Theil (1952) mit Daten des ifo Konjunkturtests der Jahre 1950–1952 arbeitete, standen bei letzteren bereits Inflationserwartungen im Mittelpunkt der Untersuchungen.

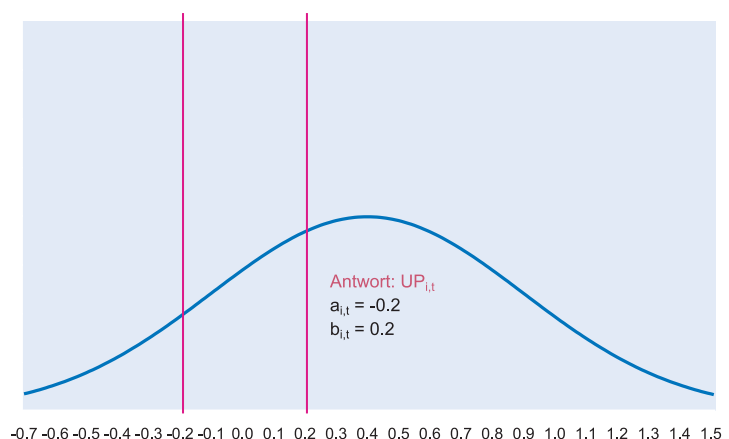
Die Konzeption

Als Ausgangspunkt der Quantifizierung dienen zunächst die qualitativen Antworten der Teilnehmer, die im Folgenden mit »UP_t«, »SAME_t« und »DOWN_t« bezeichnet werden. Hierbei steht »UP_t« beispielsweise für den Prozentanteil der Befragten, die zum Zeitpunkt t ein Steigen der Inflationsrate innerhalb der nächsten sechs Monate erwarten. Außerdem benötigt man die Basis der Erwartungsbildung, von der die Befragten bei der Einschätzung der zukünftigen Entwicklung der Inflationsrate ausgehen. Im Folgenden werden wir zeigen, dass der Informationsstand der Umfrageteilnehmer die jeweils im aktuellen Quartal veröffentlichte Inflationsrate ist. Ein so genanntes »Informations-Lag« kann somit ausgeschlossen werden. An dieser Stelle ist anzumerken, dass im WES nach der Veränderung der Inflationsrate gefragt wird. Daher muss bei der Umrechnung der erwarteten Inflationsrate im Rahmen der Probability Methode ebenfalls die Veränderung der Inflationsrate herangezogen werden, die im Folgenden mit $\Delta\pi_t$ bezeichnet werden soll.²

Ausgehend von dem jeweiligen Befragten wird nun angenommen, dass jede individuelle Antwort einer gewissen Unsicherheit unterliegt, die durch eine Wahrscheinlichkeitsverteilung um die erwartete Veränderung der Inflationsrate abgebildet wird. Ist letztere groß genug, so wird im Fragebogen ein Steigen oder Fallen angezeigt, je nach Vorzeichen der Abweichung (vgl. Abb. 1). Für die Abbildung wird zunächst willkürlich unterstellt, dass eine Veränderung der Inflationsrate von 0,2 oder mehr ausreicht, den Befragten zu veranlassen, ein Steigen der Inflationsrate im Fragebogen anzukreuzen.

² Dies steht im Gegensatz zur Untersuchung von Carlson und Parkin (1975), die die Veränderung des Preisniveaus untersuchen.

Abb. 1
Antwort von Teilnehmer i



Formal lässt sich das wie folgt darstellen:

- Die individuelle Antwort ist »DO_{i,t}«, wenn $E_t\Delta\pi_{i,t+k} < a_{i,t}$, wobei $a_{i,t}$ den linken Schwellenwert von Umfrageteilnehmer i bezeichnet und $E_t\Delta\pi_{i,t+k}$ die zum Zeitpunkt t erwartete Veränderung der Inflationsrate im Zeitpunkt $t+k$ ist.
- Die individuelle Antwort ist »UP_{i,t}«, wenn $E_t\Delta\pi_{i,t+k} > b_{i,t}$, wobei $b_{i,t}$ den rechten Schwellenwert bezeichnet.
- Die individuelle Antwort ist »SAME_{i,t}«, wenn $a_{i,t} \leq E_t\Delta\pi_{i,t+k} \leq b_{i,t}$. Keine Veränderung wird angezeigt, wenn die erwartete Veränderung der Inflationsrate innerhalb des durch $a_{i,t}$ und $b_{i,t}$ bestimmten Bandes liegt.

Im Allgemeinen gilt dabei, dass $a_{i,t} < 0 < b_{i,t}$. Zu klären bleibt nun, welche Form die Verteilungsfunktion annehmen soll und wie die einzelnen Verteilungen zu einer einzigen Maßzahl aggregiert werden können. Außerdem muss, ausgehend von der aktuellen Inflationsrate, der Schwellenwert bestimmt werden, ab dem der Befragte ein Steigen bzw. Fallen der Inflationsrate erwartet. Die Bestimmung dieses so genannten Indifferenzbandes wird auch der zentrale Aspekt des vorliegenden Beitrags sein.

Berechnung

Für die Verteilungsfunktion der individuellen Antworten wird im Allgemeinen unterstellt, dass sie normalverteilt und statistisch voneinander unabhängig sind. Unter Zuhilfenahme des zentralen Grenzwertsatzes kann dann die aggregierte Verteilung der Grundgesamtheit durch eine Normalverteilung beschrieben werden. Unterstellt man zusätzlich, dass die Schwellenwerte a_t und b_t für alle Personen identisch sind, so lässt sich die erwartete Veränderung der Inflationsrate wie folgt berechnen. Zunächst werden die prozentualen Anteile der Antworten (»UP_t« und »DO_t«) als Wahrscheinlichkeiten interpretiert, eine bestimmte Antwort aus der Grundgesamtheit zu erhalten:

$$(1) \quad UP_t = \Pr(\Delta\pi_{t+k} \geq b_t) \text{ oder } 1 - UP_t = \Pr(\Delta\pi_{t+k} \leq b_t),$$

$$(2) \quad DO_t = \Pr(\Delta\pi_{i,t+k} \leq a_t)$$

Die Wahrscheinlichkeit bestimmt sich nach der normierten Normalverteilung Φ :

$$(3) \quad 1 - UP_t = \Phi\left(\frac{b_t - E_t\Delta\pi_{t+k}}{\sigma_t}\right), \text{ und}$$

$$(4) \quad DO_t = \Phi\left(\frac{a_t - E_t\Delta\pi_{t+k}}{\sigma_t}\right),$$

wobei $E_t\Delta\pi_{i,t+k}$ der Erwartungswert und σ_t die Standardabweichung der aggregierten Verteilung der Inflationserwar-

tungen ist. Durch Elimination von σ_t lässt sich das Gleichungssystem nach $E_t\Delta\pi_{t+k}$ auflösen:

$$(5) \quad E_t\Delta\pi_{t+k} = \frac{b_t\Phi^{-1}(DO_t) - a_t\Phi^{-1}(1 - UP_t)}{\Phi^{-1}(DO_t) - \Phi^{-1}(1 - UP_t)}.$$

Gleichung (5) liefert einen Schätzer für den Erwartungswert der Verteilung der Inflationserwartungen in der Grundgesamtheit aller Befragten. Illustriert ist dies in Abbildung 2. Bei nach wie vor willkürlich unterstellten Schwellenwerten – $a_t = b_t = 0,2$ und der vorliegenden Aufteilung der Antworten errechnete sich eine erwartete Veränderung der Inflationsrate von 0,13 Prozentpunkten.

Eine Schwäche der Probability Methode liegt in der Annahme einer kontinuierlichen Verteilung für die Grundgesamtheit, was streng genommen eine unendliche Zahl von Umfrageteilnehmern voraussetzt. Eine Verletzung der Normalverteilungsannahme bei geringer Anzahl an Umfrageteilnehmern führt manchmal zu extremen Ergebnissen, die sich dann als Ausreißer in der Zeitreihe zeigen. Wenn »UP_t« oder »DO_t« gar den Wert 0 oder 1 annehmen oder wenn keiner der Befragten in der Kategorie »SAME_t« zu finden ist, ist eine Berechnung des Erwartungswertes überhaupt nicht möglich.³

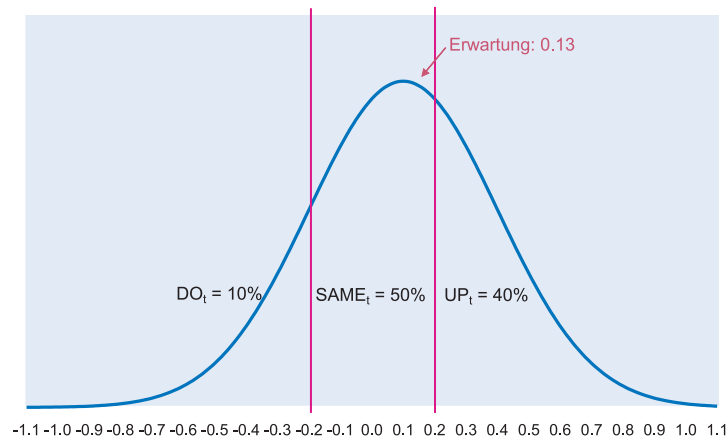
Bestimmung der Schwellenwerte

Wie bereits im letzten Abschnitt angesprochen, liegt das zentrale Problem der Probability Methode in der Bestimmung der Schwellenwerte a_t und b_t . In der bestehenden Literatur wird hierzu auf vergangene Realisationen der Inflationsrate zurückgegriffen und angenommen, dass Inflationserwartungen dem gleichen Muster folgen wie die realisierte Inflationsrate. Carlson und Parkin (1975) gehen insbesondere davon aus, dass der Mittelwert der vergangenen Realisationen und der Mittelwert der Erwartungen identisch sind. Dieses Vorgehen führt zwangsläufig dazu, dass die resultierende Erwartungsreihe per Annahme unverzerrt ist, was nach Muth (1961) eine notwendige Bedingung für rationale Erwartungen darstellt. Dieses Vorgehen erweist sich insbesondere dann als wenig sinnvoll, wenn die Eigenschaften des Erwartungsbildungsprozesses untersucht werden sollen.

Eine weitere restriktive Annahme, die Carlson und Parkin (1975) treffen, liegt in der Symmetrie der Schwellenwerte sowie in deren Konstanz über die Zeit ($-a_t = b_t \equiv c$). Letzteres impliziert, dass die Wahrnehmung der Inflationsrate nicht durch das inflationäre Umfeld beeinflusst wird. Es wird so-

³ In diesen Fällen mussten die Antworten leicht korrigiert werden, wobei darauf geachtet wurde, dass die Umfrageergebnisse qualitativ nicht verändert wurden. Dies geschah im ersten Fall durch Korrektur der jeweiligen Antwortkategorie um $1/(2n+1)$, wobei n die Anzahl der Umfrageteilnehmer zum jeweiligen Zeitpunkt ist. Im Fall $SAME_t = 0$ subtrahieren wir $1/(2(2n+1))$ von jeder der beiden anderen Kategorien.

Abb. 2
Probability Methode



mit unterstellt, dass die Umfrageteilnehmer das gleiche Indifferenzband benutzen (beispielsweise $\pm 0,2$ Prozentpunkte), unabhängig davon, ob die aktuelle Inflationsrate 2 oder 20% beträgt. Seitz (1988) löst das Problem symmetrischer und konstanter Schwellenwerte durch Schätzung eines Modells mit zeitvariablen Parametern.⁴ Allerdings kommt auch diese Methode nicht ohne die Annahme unverzerrter Erwartungsbildung aus.

Um die genannten Probleme zu umgehen und den tatsächlichen Erwartungsbildungsprozess untersuchen zu können, ohne a priori Rationalität anzunehmen, wurden die Schwellen auf Basis einer Umfrage ermittelt.

Beschreibung der Daten

Dazu wurden den Umfrageteilnehmern des WES im Juli 2004 folgende Sonderfrage gestellt:

The following Question focuses on the expectations regarding the rate of inflation (as asked in Question 4 of the WES questionnaire).

- a) The current rate of inflation (change of consumer prices compared to the same month previous year) is ____%.
- b) The expected rate of inflation must rise above ____% to make me mark »higher« in the WES questionnaire.
- c) The expected rate of inflation must fall below ____% to make me mark »lower« in the WES questionnaire.

⁴ Er schätzt folgendes Modell:

$$E_t \Delta \pi_{t+k} = b_t \frac{\Phi^{-1}(DO_t)}{\Phi^{-1}(DO_t) - \Phi^{-1}(1-UP_t)} + a_t \frac{\Phi^{-1}(1-UP_t)}{\Phi^{-1}(DO_t) - \Phi^{-1}(1-UP_t)}$$

wobei er die Koeffizienten a_t und b_t jeweils als reinen Zufallsprozess (»Random Walk«) modelliert.

Die Sonderfrage wurde von 437 Experten aus aller Welt beantwortet. Dadurch erhielten wir ein großes Spektrum an wahrgenommenen Inflationsraten. Die höchste vorherrschende Inflationsrate wurde mit einem Wert von 580% angegeben und die niedrigste hatte einen Wert von -1,5%. Die meisten der Fragebögen (95%) wurden zwischen dem 5. Juli und dem 15. Juli zurückgesendet. Nicht alle Antworten waren verwertbar, so dass der Stichprobenumfang am Ende 285 Antworten umfasste.⁵

Zeitvariable Schwellenwerte

Die Idee, dass die Schwellenwerte keine über die Zeit konstanten Größen sind, sondern vielmehr über verschiedene Zustände variieren können, lässt sich auf ein Konzept aus der Psychophysik zurückführen. Weber (1834) und Fechner (1889) haben herausgefunden, dass die Wahrnehmung der Veränderung von physikalischen Reizen proportional von der Intensität des Basisreizes abhängt. Dieses Phänomen wird im Allgemeinen nach seinen Entdeckern als Weber-Fechner-Gesetz bezeichnet. Übertragen auf die Ökonomie bedeutet dies, dass die Veränderung der Inflationsrate umso größer sein muss, um überhaupt wahrgenommen zu werden, je höher die vorherrschende Inflationsrate ist.

Um das Weber-Fechner-Gesetz zu überprüfen, wurden folgende zwei Gleichungen mit Hilfe der Methode der kleinsten Quadrate geschätzt:

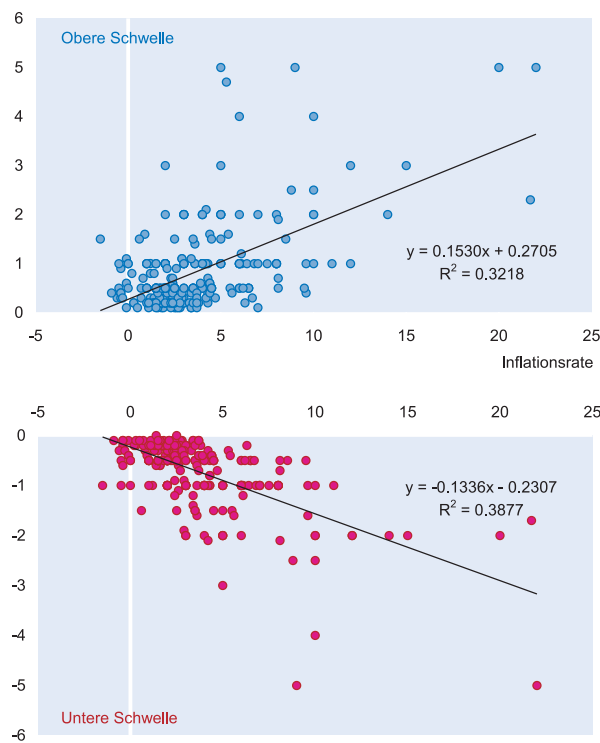
$$(6) \quad a = \alpha_0 + \alpha_1 \pi^p$$

$$(7) \quad b = \beta_0 + \beta_1 \pi^p,$$

wobei π^p die vom Befragten wahrgenommene Inflationsrate aus Teil a) der Sonderfrage ist. a ist der linke Schwellenwert wie in Teil b) angegeben und b die rechte Wahrnehmungsschwelle aus Teil c) der Sonderfrage. Die Konstanten in den Schätzgleichungen treten auf, da die Schwelle auch bei einer wahrgenommenen Inflationsrate $\pi^p = 0$ größer als null sein sollte. Die Ergebnisse sind in Abbildung 3 und Tabelle 1 dargestellt, wobei p-Werte für t-Tests in eckigen Klammern angegeben sind. Es zeigt sich, dass alle Koeffizienten einschließlich der Konstante signifikant sind und dass von der Theorie erwartete Vorzeichen haben. Daraus lässt sich ableiten, dass das Weber-Fechner-Gesetz tatsächlich eine gültige Erklärung zum Wahrnehmungsmuster der Inflationsrate liefert. Das Ergebnis der Querschnittsanalyse

⁵ In vielen Fragebögen wurde bspw. nur ein Schwellenwert angegeben. Außerdem blieben Länder mit einer Inflationsrate, die mehr als 22 betrug, unberücksichtigt. Würde man diese Länder in die Untersuchung mit aufnehmen, blieben die Ergebnisse allerdings nahezu unverändert.

Abb. 3
Schätzung des oberen und unteren Schwellenwerts



Quelle: Sonderfrage des ifo WES; eigene Berechnungen.

lässt sich als Beleg dafür interpretieren, dass die Schwellenwerte keine über die Zeit konstanten Größen sind, da sich die Inflationsrate im Normalfall ebenfalls über die Zeit hinweg verändert. Aus dem Wert der Koeffizienten lässt sich ablesen, dass die Veränderung der aktuellen Inflationsrate mehr als 13 bzw. 15% betragen muss (zuzüglich des Wertes der Konstanten), damit sie überhaupt wahrgenommen wird. Bei einer aktuellen Inflationsrate von bspw. 2% kreuzen die Teilnehmer des WES demnach »steigen« an, wenn sie erwarten, dass die Inflationsrate in sechs Monaten 2,6% oder mehr beträgt; entsprechend kreuzen sie »fallen« an, wenn sie erwarten, dass die Inflationsrate in sechs Monaten 1,5% oder niedriger ist.

Pesaran (1984) wies darauf hin, dass die Wahrnehmung der Inflation nicht notwendigerweise einem symmetrischen Muster folgen muss, da Wirtschaftssubjekte bspw. eine höhere Sensibilität gegenüber steigenden Inflationsraten aufweisen können. Zu dieser Beobachtung passt zunächst, dass nur 60% der Befragten ein symmetrisches Band angaben, wohingegen 26% (14%) angaben,

Tab. 1
Ergebnisse

	α_0	α_1	R^2
unterer Schwellenwert a	-0,2307 [0,00]	-0,1336 [0,00]	0,3877
	β_0	β_1	R^2
oberer Schwellenwert b	0,2705 [0,00]	0,1530 [0,00]	0,3218

dass der rechte Schwellenwert größer (kleiner) sei als der linke. Wir können diese These durch unsere Untersuchung jedoch nicht stützen. Zwar gilt für die Koeffizienten $\alpha_1 \neq \beta_1$. Aber der Unterschied erweist sich als nicht statistisch signifikant.⁶

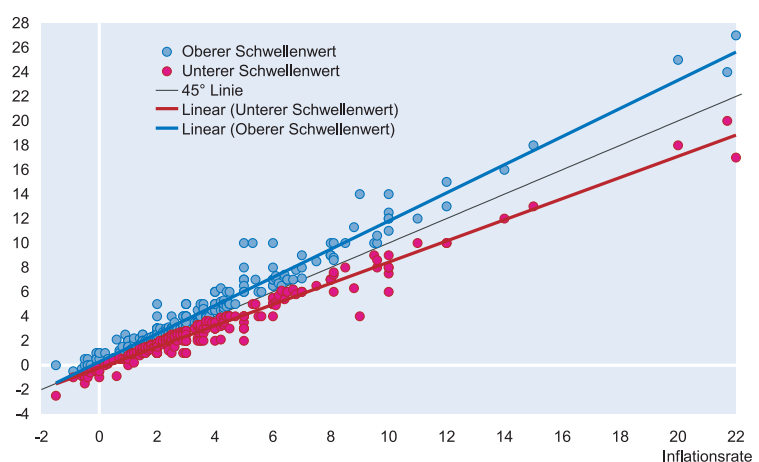
Abbildung 4 zeigt das aus der Schätzung resultierende Indifferenzband, in dem keine Veränderung wahrgenommen wird.

Ergebnisse zum Informations-Lag

Teil a) der gestellten Sonderfrage gibt Aufschluss über eine weitere Frage, die bei der Erwartungsbildung und der Quantifizierung von qualitativen Daten mit Hilfe der Probability Methode eine wichtige Rolle spielt. Es geht dabei um die Basis, oder präziser formuliert den Informationsstand, den die Umfrageteilnehmer beim Ausfüllen des WES haben. Da der Fragebogen von der Mehrheit der Personen in den ersten beiden Wochen im Juli 2004 beantwortet wurde lässt sich ermitteln, ob ein »Informations-Lag« der Be-

⁶ Die 5%-Konfidenzintervalle ergeben sich im Betrag zu $0.1141 < \alpha_1 < 0.1532$ und $0.1271 < \beta_1 < 0.1789$.

Abb. 4
Indifferenzband



Quelle: Sonderfrage des ifo WES; eigene Berechnungen.

Tab. 2
MAE und RMSE der aktuellen wahrgenommenen Inflationsrate

MAE			RMSE		
2004	M6	0.612	2004	M6	0.995
2004	M5	0.563	2004	M5	0.940
2004	M4	0.599	2004	M4	1.053
2004	M3	0.792	2004	M3	1.223
2004	M2	0.846	2004	M2	1.264
2004	M1	0.735	2004	M1	1.275
2004	Q2	0.535	2004	Q2	0.952
2004	Q1	0.770	2004	Q1	1.225
2003	Q4	0.789	2003	Q4	1.452

teiligten vorliegt, indem man die dort angegebene Inflation mit der tatsächlichen Realisation zu verschiedenen Zeitpunkten vergleicht. Als Maß für die durchschnittliche Abweichung sollen im Folgenden die Wurzel des mittleren quadratischen Fehlers (RMSE) und der mittlere absolute Fehler (MAE) dienen.⁷ Die Berechnungen sind in Tabelle 2 zusammengefasst.

Es zeigt sich, dass der kleinste Fehler auf Quartalsbasis für beide Fehlermaße im zweiten Quartal 2004 auftritt. Betrachtet man den MAE, so wird der Fehler nicht geringer wenn man die Berechnungen auf Monatsbasis durchführt. Der kleinste RMSE tritt jedoch auf, wenn man die Inflation im Mai 2004 auf Monatsbasis als Referenz betrachtet.⁸ Jedoch liegt der Wert nicht wesentlich über dem vom zweiten Quartal, so dass wir für die weitere Analyse davon ausgehen, dass kein Informations-Lag der Befragten vorliegt. Greift man auf die von uns eingeführte Schreibweise zurück, bedeutet dies, dass die Juli-Umfrage Inflationsänderungserwartungen $E_t \Delta \pi_{t+k}$ generiert, bei denen der Index t das zweite Quartal und $t+k$ das vierte Quartal bezeichnet.

Inflationserwartungen des WES

Mit Hilfe der oben beschriebenen Probability Methode und der Untersuchungen im vorigen Abschnitt lassen sich nun die im WES abgefragten qualitativen Inflationserwartungen in quantitative Daten umrechnen.

⁷ Der Unterschied der beiden Fehlermaße liegt darin, dass beim RMSE große Fehler stärker gewichtet werden als kleine. Beim MAE erfolgt keine Gewichtung der Fehler.

⁸ Da der Fragebogen des WES nur viermal im Jahr verschickt wird und dort eine Sechs-Monatsprognose abgefragt wird, erscheint eine Quartalsbetrachtung angebracht.

nen. Dazu wurden die durch Gleichungen (6) und (7) geschätzten Schwellenwerte a_t und b_t in Gleichung (5) eingesetzt. Ausgehend von den Erkenntnissen zum Informations-Lag wurde π^p durch die aktuelle Inflationsrate ersetzt, die für das jeweilige Land aus der OECD-Datenbank entnommen wurde.

Die Erwartungsdaten liegen für den Zeitraum Q2 1991 bis Q2 2004 vor.⁹ Abbildungen 5 und 6 zeigen die Ergebnisse der Berechnung für die Eurozone¹⁰, Frankreich, Deutschland, Italien, Japan, Großbritannien und die USA. Die Erwartungsdaten sind zum Zeitpunkt der Erwartungsbildung abgetragen und der Basis der Erwartungsbildung, also der im Quartal vorherrschenden Inflationsrate, gegenübergestellt.

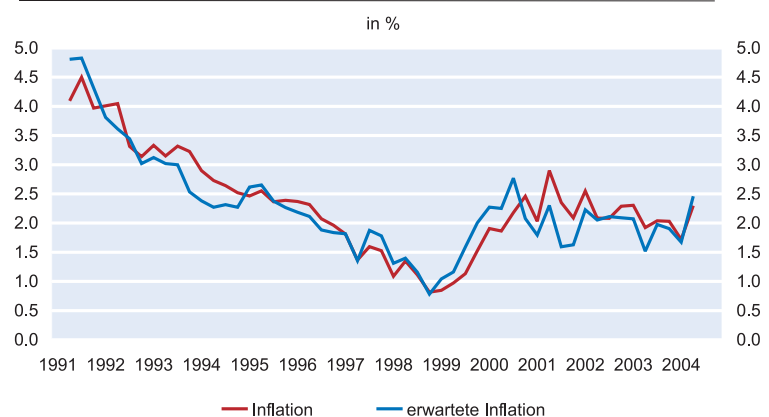
Eigenschaften des Erwartungsbildungsprozesses

In diesem Abschnitt sollen die Eigenschaften des Erwartungsbildungsprozesses näher untersucht werden und insbesondere der Frage nachgegangen werden, ob die Inflationserwartungen des WES rational im Sinne von Muth (1961) sind. Empirische Tests zur Rationalität von Erwartungen überprüfen zum einen, ob die Erwartungszeitreihen unverzerrt sind, und zum anderen, ob die zum Prognosezeitpunkt vorhandene Information effizient verwertet wurde (vgl. z.B. Roberts 1997).

⁹ Hier ist immer der Zeitpunkt gemeint, der mit dem Informationsstand bei der Erwartungsbildung übereinstimmt, und nicht der Zeitpunkt der Veröffentlichung des WES. Letzterer ist für die Untersuchung irrelevant.

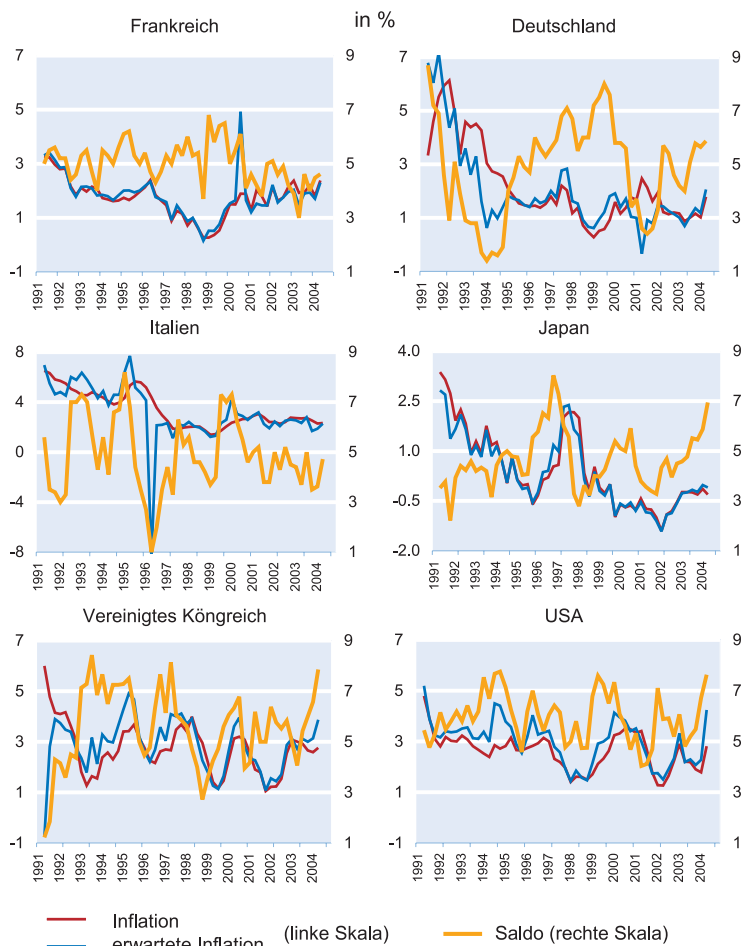
¹⁰ Inflationserwartungen für die Eurozone werden aus den Mikrodaten der Umfrage generiert, indem über die Anzahl der Antworten der jeweiligen Teilnehmerstaaten in jeder Kategorie der gewichtete Durchschnitt gebildet wird. Die Gewichte sind dabei identisch mit den Werten, die auch bei der Berechnung des Harmonisierten Verbraucherpreisindex (HVEPI) in der Eurozone Anwendung finden.

Abb. 5
Inflationserwartung Eurozone



Quelle: OECD; eigene Berechnungen.

Abb. 6
Inflationserwartungen



Quelle: OECD; eigene Berechnungen.

Da die von uns berechneten Inflationserwartungen im Gegensatz zur Vorgehensweise von Carlson und Parkin (1975) oder Seitz (1988) nicht mehr per Annahme unverzerrt sind, lassen sich die vorliegenden Zeitreihen jetzt sinnvoll auf Unverzerrtheit testen. Dazu überprüft man mittels eines t-Tests, ob der Prognosefehler c im betrachteten Zeitraum signifikant von null verschieden ist:

$$(8) \quad \pi_t - E_{t-2}\pi_t = c + u_t.$$

In Tabelle 3 sind die Ergebnisse zusammengefasst. Der Wert in eckigen Klammern gibt das Signifikanzniveau zur Nullhypothese, dass c gleich null ist, an. Außerdem zeigt die Tabelle in den letzten drei Spalten die Signifikanzniveaus für Tests, die die Residuen u_t auf Autokorrelation hin überprüfen: der Ljung-Box-Q-Test (H_0 : keine Autokorrelation bis zur vierten Verzögerung) und der Lagrange-Multiplier-(LM-)Test (H_0 : keine Autokorrelation bis zur zweiten bzw. vierten Verzögerung). Die Ergebnisse weisen darauf hin, dass die meisten Inflationserwartungen unverzerrt sind,

da die geschätzten Werte für die Konstante c nicht signifikant von null verschieden sind. Eine Ausnahme bilden die Erwartungen für Großbritannien und die USA, die im Untersuchungszeitraum Q2 1991 bis Q2 2004 systematisch nach oben verzerrt waren.

Die Effizienz der Erwartungen kann auf zweierlei Art überprüft werden. Zum einen muss gelten, dass der Erwartungsfehler bei effizienten Erwartungen einem reinen Zufallsprozess folgt. Die Tests in Tabelle 3 zeigen jedoch, dass die Residuen mit Ausnahme von Italien und Japan nicht frei von Autokorrelation sind. Findet man Autokorrelation im Erwartungsfehler, so impliziert dies, dass ein Schock der Inflationsrate oder einer anderen ökonomischen Variable aus der Vergangenheit bei Bildung der Erwartungen nicht gebührend berücksichtigt wurde und der selbe Fehler wiederholt begangen wurde. Im vorliegenden Fall sind die Erwartungsfehler allerdings »überlappend«, da die Erwartungen für zwei Quartale im Voraus gebildet werden. Autokorrelation erster Ordnung ist also kein Beleg für ineffiziente Erwartungen, da ein Schock in der letzten Periode zum Zeitpunkt der Erwartungsbildung nicht bekannt war.

Zum anderen bedeutet die Effizienz von Erwartungen, dass die Erklärung des Erwartungsfehlers durch zusätzliche Variablen nicht signifikant verbessert werden kann. Um das

zu überprüfen, regressiert man den Erwartungsfehler auf eine Reihe von Variablen Z_{t-2} , die zum Zeitpunkt der Erwartungsbildung

Tab. 3
Test auf Unverzerrtheit

Land	c	Q(4)	LM(2)	LM(4)
Eurozone	- 0,02 [0,79]	0,00	0,16	0,00
Frankreich	- 0,03 [0,73]	0,00	0,03	0,00
Deutschland	0,12 [0,51]	0,00	0,00	0,00
Italien	- 0,19 [0,13]	0,24	0,11	0,33
Japan	- 0,06 [0,49]	0,11	0,10	0,05
Großbritannien	- 0,30 [0,05]	0,00	0,00	0,00
USA	- 0,43 [0,00]	0,01	0,00	0,00

Tab. 4
Test auf Effizienz

Land	Erwartungs- fehler (t – 3 bis t – 6)	Inflation (t – 2 bis t – 5)	Produktions- lücke (t – 3 bis t – 6)	Dreimonats- Zins (t – 2 bis t – 5)
Eurozone	0,00	0,00	0,16	0,71
Frankreich	0,00	0,00	0,41	0,47
Deutschland	0,19	0,08	0,18	0,02
Italien	0,00	0,00	0,72	0,36
Japan	0,03	0,02	0,44	0,19
Großbritannien	0,05	0,00	0,46	0,09
USA	0,57	0,00	0,15	0,06

tungsbildung bekannt waren und die potenziell zur Erwartungsbildung nützlich sein können:

$$(9) \quad \pi_t - E_{t-2}\pi_t = \beta_0 + \phi Z_{t-2} + v_t.$$

Wir folgen hier Roberts (1997), der als Variablen verzögerte Werte des Erwartungsfehlers selbst, der Produktionslücke, der Inflationsrate und des Dreimonats-Zinses verwendet. Tabelle 4 zeigt die Wahrscheinlichkeiten für einen F-Test, der die Signifikanz der einzelnen Variablengruppen prüft. In die Regression wurden jeweils vier verzögerte Werte jeder Variablen aufgenommen. Aufgrund der bereits erwähnten Überlappung verwenden wir für den Erwartungsfehler die dritte bis sechste Verzögerung. Ähnliches gilt für die Produktionslücke, da das Bruttoinlandsprodukt, das zur Berechnung der Produktionslücke benötigt wird, erst mit einer Verzögerung von einem Quartal bekannt ist.¹¹

Die Ergebnisse der F-Tests in Tabelle 4 deuten auf eine ineffiziente Erwartungsbildung hin. In der Eurozone, Frankreich, Italien, Japan und Großbritannien haben verzögerte Erwartungsfehler einen Erklärungsgehalt für den aktuellen Erwartungsfehler, was als Hinweis daraufhin zu interpretieren ist, dass die Umfrageteilnehmer aus vergangenen Erwartungsfehlern nur langsam lernen. Darüber hinaus können – außer in Deutschland – vergangene Realisationen der Inflationsrate den Erwartungsfehler erklären. Dieses Ergebnis zeigt, dass die Persistenz der Inflationsrate von den meisten Umfrageteilnehmern unterschätzt wird. Die Produktionslücke und der Dreimonats-Zins erweisen sich als insignifikant (auf dem Fünf-Prozent-Niveau) in allen Ländern (mit Ausnahme Deutschlands beim Dreimonats-Zins), was daraufhin deutet, dass der Einfluss dieser Variablen auf die Inflationsrate bei Bildung der Inflationserwartungen angemessen berücksichtigt wird.

Schlussbemerkung

In diesem Beitrag wurde eine neue Methode vorgestellt, qualitative Inflationserwartungen des Ifo World Economic Survey, die bislang als Saldo aus den drei möglichen Antwortkategorien »fallen«, »unverändert« und »steigen« veröffentlicht wurden, zu quantifizieren. Den Kern der neuen Methode bildet eine Umfrage, in der das Band ermittelt wurde, innerhalb dessen die Umfrageteilnehmer bei gegebener Inflationsrate in sechs Monaten eine unveränderte Inflationsrate erwarten. Die Umfrage ergab, dass sich dieses so genannte Indifferenzband mit der Höhe der aktuellen Inflationsrate ausweitet. Interpretiert man diese Ergebnisse der Querschnittsanalyse als zeitvariable Schwellenwerte des Indifferenzbandes, können unter Verwendung der prozentualen Verteilung der qualitativen Antworten »fallen«, »unverändert« und »steigen« und der aktuellen Inflationsrate, konkrete Werte für die erwartete Inflationsrate in sechs Monaten berechnet werden. Der Beitrag zeigte, dass der Großteil der so berechneten Inflationserwartungen ein unverzerrter, aber ineffizienter Schätzer für die zukünftige Inflationsrate ist.

Literatur

- Carlson, J. und M. Parkin (1975), »Inflation Expectations«, *Economica* 42, 123–138.
 Fechner, G.T. (1889), *Elemente der Psychophysik*, Vol. 1, Breitkopf und Härtel, Leipzig.
 Knoebl, A. (1974), »Price Expectations and actual Price Behaviour in Germany«, *IMF Staff Papers* XXI, 83–100.
 Muth, J. (1961), »Rational Expectations and the Theory of Price Movements«, *Econometrica* 29(3), 315–335.
 Pesaran, M. (1984), »Expectations Formations and Macroeconomic Modelling«, in: P. Malgrange und P. Muet (Hrsg.), *Contemporary Macroeconomic Modelling*, Blackwell, Oxford, 27–55.
 Roberts, J.M. (1997), »Is Inflation Sticky?«, *Journal of Monetary Economics* 39(2), 173–196.
 Seitz, H. (1988), »The Estimation of Inflation Forecasts from Business Survey Data«, *Applied Economics* 20(4), 427–438.
 Stangl, A. (2004), »World Economic Survey«, in: G. Goldrian (Hrsg.), *Handbuch der umfragebasierten Konjunkturforschung*, ifo Beiträge zur Wirtschaftsforschung Bd. 15, ifo Institut, München, 140–147.
 Theil, H. (1952), »On the Time Shape of Economic Microvariables and the Munich Business Test«, *Revue de l'Institut International de Statistique*, 20, 105–120.
 Weber, E. (1834), *De pulsu, resorptione, auditu et tactu. Annotationes anatomicae et physiologicae*, C.F. Köhler, Leipzig.

¹¹ Die Produktionslücke wurde als Abweichung des realen Bruttoinlandsprodukts von seinem HP-Filter berechnet. Reales Bruttoinlandsprodukt und nominaler Dreimonats-Zins wurden aus der OECD-Datenbank entnommen.